

PENGUNAAN UJI MULTIVARIAT FRIEDMAN PADA RANCANGAN ACAK KELOMPOK LENGKAP

Ariyani¹, Raupong², Annisa³

ABSTRAK

Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL) merupakan salah satu bentuk rancangan lingkungan dimana semua perlakuan diberikan pada setiap blok untuk mengatasi kesulitan dalam mempersiapkan unit percobaan homogen dalam jumlah besar. Dalam RAKL yang akan diteliti adalah bagaimana pengaruh efek perlakuan yang diberikan pada rancangan. Namun, respon yang diamati dalam blok terkadang tidak tunggal, melainkan terdapat sebanyak p buah ($p \geq 2$), sehingga diperlukan analisis dalam bentuk multivariat. Dalam percobaan multivariat RAKL, metode analisis yang dilakukan adalah analisis variansi multivariat (*Multivariate Analysis of Variance* = *MANOVA*). Sebelum melakukan pengujian terhadap *MANOVA* terlebih dahulu dilakukan pengujian asumsi pokok yang mendasari pada rancangan tersebut. Jika terdapat pelanggaran terhadap asumsi pokok, maka alternatif yang bisa digunakan adalah melakukan uji multivariat friedman yang merupakan salah satu metode pengujian statistika secara nonparametrik untuk data multivariat RAKL. digunakan yaitu statistika nonparametrik. Hasil penelitian pada data stres kekeringan tanaman kedelai dengan mengamati dua variabel respon yaitu daya berkecambah, dan keserempakkan tumbuh disimpulkan bahwa uji multivariat friedman lebih efisien digunakan dibandingkan *MANOVA*.

Kata Kunci : Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL), multivariat RAKL, *MANOVA*, nonparametrik, Multivariat Friedman

1. Pendahuluan

Percobaan adalah suatu rangkaian kegiatan yang telah direncanakan sebelumnya untuk menemukan apakah suatu kondisi tertentu mempengaruhi suatu fenomena. Dalam percobaan, dikenal berbagai bentuk rancangan percobaan, diantaranya percobaan yang hanya melibatkan satu faktor dan satuan percobaan yang digunakan relatif homogen, maka rancangan yang sesuai untuk percobaan tersebut adalah rancangan acak lengkap (RAL) (Montgomery, 2003). Apabila percobaan yang digunakan tidak homogen, terdapat pengaruh lain pada respon selain faktor yang diteliti, maka bentuk rancangan yang tepat digunakan adalah rancangan acak kelompok (RAK).

Respon pada perlakuan yang diamati dalam blok suatu percobaan kadang-kadang tidak tunggal, melainkan sebanyak p buah ($p \geq 2$), sehingga diperlukan analisis dalam bentuk multivariat. Bila dalam suatu penelitian percobaan dikaji pengaruh dari berbagai perlakuan terhadap lebih dari satu respon, maka metode analisis yang tepat adalah analisis variansi multivariat (*Multivariate Analysis of Variance* = *MANOVA*) (Gaspersz, 1992).

Sebelum melakukan pengujian analisis variansi multivariat (*MANOVA*), maka terlebih dahulu dilakukan pengujian terhadap asumsi pokok dengan menggunakan uji formal. Jika terdapat pelanggaran terhadap asumsi maka diperlukan sebuah metode pengujian lain untuk data bentuk multivariat tersebut, yaitu statistika nonparametrik. Möttönen et al. (2003) memperlihatkan dua jenis pengujian multivariat nonparametrik pada rancangan acak kelompok lengkap, yaitu uji Multivariat Friedman dan uji Multivariat Page. Möttönen et al. (2003) memperlihatkan jenis pengujian multivariat nonparametrik pada rancangan acak kelompok lengkap, yaitu uji Multivariat Friedman.

Adapun tujuan dari penulisan ini adalah untuk memperoleh pengaruh efek perlakuan pada rancangan acak kelompok lengkap menggunakan analisis uji multivariat Friedman serta membandingkan kesimpulan hipotesis berdasarkan penggunaan uji *MANOVA* dan

Multivariat Friedman dalam memperoleh pengaruh perbandingan perlakuan pada rancangan acak kelompok lengkap.

2.1. Rancangan Acak Kelompok Lengkap (RAKL)

Jika dalam RAL satuan percobaan harus homogen sedangkan yang berlainan adalah perlakuan, maka apabila menggunakan RAKL satuan percobaan tidak perlu homogen, dimana satuan satuan percobaan tersebut dapat dikelompokkan ke dalam kelompok-kelompok tertentu sehingga satuan percobaan dalam kelompok tersebut menjadi relatif homogen (Montgomery, 2003).

2.2. Rancangan Acak Kelompok Lengkap dengan Ulangan

Beberapa percobaan rancangan acak kelompok lengkap (RAKL) dalam pengukuran respon dari unit-unit percobaan dilakukan berulang-ulang pada waktu yang berbeda. Sehingga percobaan RAKL dengan ulangan memerlukan model analisis lain dari model rancangan dasar untuk memperoleh informasi yang lebih luas.

2.3 Multivariat Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Dalam rancangan percobaan respon pada perlakuan yang diamati dalam blok seringkali tidak tunggal, melainkan sebanyak p buah ($p \geq 2$), sehingga diperlukan analisis dalam bentuk multivariat. Model linier aditif dibentuk untuk analisis varian multivariat rancangan acak kelompok sebagai berikut:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} Y_{ij1} \\ Y_{ij2} \\ \vdots \\ Y_{ijp} \end{pmatrix}}_{Y_{ij}} = \underbrace{\begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_p \end{pmatrix}}_{\mu} + \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_{j1} \\ \alpha_{j2} \\ \vdots \\ \alpha_{jp} \end{pmatrix}}_{\alpha_j} + \underbrace{\begin{pmatrix} \beta_{i1} \\ \beta_{i2} \\ \vdots \\ \beta_{ip} \end{pmatrix}}_{\beta_i} + \underbrace{\begin{pmatrix} \varepsilon_{ij1} \\ \varepsilon_{ij2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{ijp} \end{pmatrix}}_{\varepsilon_{ij}}; i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, k \quad (2.1)$$

dimana

Y_{ij} : Vektor pengamatan $p \times 1$ untuk blok ke- i pada perlakuan ke- j

μ : vektor rerata keseluruhan α

α_j : vektor pengaruh perlakuan ke- j

β_i : vektor pengaruh blok ke- i

ε_{ij} : kesalahan vektor perlakuan ke- j pada kelompok ke- i

n, k : Banyaknya taraf faktor A dan faktor B

Asumsi model tetap untuk multivariat rancangan acak kelompok adalah

$$\sum_{j=1}^k \alpha_j = 0, \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0, \text{ dan } \varepsilon_{ij} \sim N(0, \Sigma) \quad (2.2)$$

2.4. Asumsi Pokok dalam Multivariat Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Jika diperhatikan persamaan (2.1) model linier untuk multivariat rancangan acak kelompok lengkap (RAKL) sebagai berikut:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_j + \beta_i + \varepsilon_{ij}; i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, k.$$

dimana $\varepsilon_{ij} \sim NIID(0, \Sigma)$

Dalam prakteknya, makna yang tersirat dari model tersebut adalah:

- Data pengamatan dari setiap kelompok perlakuan berasal dari populasi normal.
- Semua kelompok perlakuan mempunyai variansi yang homogen.
- Unit satuan percobaan ditentukan dan ditempatkan secara acak pada setiap kelompok perlakuan sehingga ε_{ij} saling bebas satu sama lain.
- Pengaruh dari faktor perlakuan (α_j) dan kelompok (β_i) dan galat (ε_{ij}) bersifat aditif.

2.4.1. Uji Asumsi Normalitas Multivariat

Asumsi Normalitas dari vektor galat (ε) menggunakan q - q plot atau *scatter-plot* quantil-quantil didekati dengan quantil chi-kuadrat. Langkah-langkahnya sebagai berikut:

- Tentukan nilai jarak *mahalanobis* atau kuadrat *general* setiap titik pengamatan dengan vektor rata-ratanya $MD^2 = (\boldsymbol{\varepsilon} - E(\boldsymbol{\varepsilon}))^t \mathbf{S}^{-1} (\boldsymbol{\varepsilon} - E(\boldsymbol{\varepsilon}))$
- Urutkan nilai jarak *mahalanobis* (MD^2) dari yang terkecil sampai dengan terbesar $MD_1^2 < MD_2^2 < \dots < MD_n^2$ dimana n adalah banyaknya data.
- Cari nilai chi-kuadrat dari $(i - 0.5)/n$ dengan derajat bebas p dan $i = 1, 2, \dots, n$, dinotasikan dengan $\chi_{p((i-0.5)n)}^2$ dengan n = banyaknya data dan p = banyaknya respon perlakuan yang diamati dalam blok (banyaknya ulangan).
- Buat $q-q$ plot MD^2 dengan $\chi_{p((i-0.5)n)}^2$
- Jika $q-q$ plot ini cenderung mengikuti pola garis lurus dan lebih dari 50% nilai $MD^2 \leq \chi_p^2(0,50)$, maka H_0 diterima artinya data berdistribusi normal multivariat.

Untuk lebih meyakinkan bahwa memang hubungannya linier dapat dilakukan dengan menghitung korelasi Pearson antara $\chi_{p((i-0.5)n)}^2$ dengan MD^2 . Apabila nilai koefisien korelasi $MD^2 > \chi_{p((i-0.5)n)}^2$ pada tabel *percent point of the Normal Probability Plot Correlation Coefficient* maka H_0 diterima artinya asumsi normalitas multivariat terpenuhi, dan berlaku sebaliknya.

2.4.2. Uji Asumsi Homogenitas Matriks Varian Kovarian

Statistika uji diperlukan untuk menguji homogenitas matriks varians-kovarians, dengan hipotesis :

$$H_0: \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_n = \Sigma$$

Matriks varian kovarian homogen

$$H_1: \text{ada paling sedikit satu } \Sigma_i \neq \Sigma, \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, n$$

Matriks varian kovarian tidak homogen

Karena harga Σ_i ($\forall i$) tidak diketahui, maka diduga dengan matriks varian kovarian data pengamatan dinotasikan dengan S .

$$S = \frac{\sum_{i=1}^n v_i S_i}{\sum_{i=1}^n v_i} \quad (2.3)$$

dimana:

S_i : Variansi data pada kelompok ke- i

v_i : $n_i - 1$

n_i : banyaknya data pada kelompok ke- i

2.5. Analisis Variansi Multivariat (MANOVA) Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Dalam pengujian MANOVA langkah pertama adalah membangun nilai-nilai pusat yang diamati setiap blok, yaitu:

$$\mathbf{y}_{ij} \rightarrow \hat{\mathbf{y}}_{ij} = \mathbf{y}_{ij} - \bar{\mathbf{y}}_{i0}, \quad i = 1, \dots, n, \quad j = 1, \dots, k \quad (2.4)$$

Kemudian untuk menghitung jumlah setiap perlakuan dan hitung penduga matriks varian kovarian C dirumuskan sebagai berikut:

$$C = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \hat{\mathbf{y}}_{ij} \hat{\mathbf{y}}_{ij}^t \quad (2.5)$$

Adapun tabel analisis varian multivariat (MANOVA) dapat disajikan pada tabel berikut:

Tabel 2.1 Analisis varian multivariat dalam RAKL

<i>MANOVA</i>		
Sumber	<i>Df</i>	Jumlah Kuadrat Matriks
Perlakuan	$k - 1$	\mathbf{H}_1
Blok	$n - 1$	\mathbf{H}_2
Kesalahan	$(n - 1)(k - 1)$	\mathbf{E}
Jumlah	$nk - 1$	\mathbf{T}

Statistik uji *MANOVA* untuk menguji H_0 adalah

$$Q^2 = \frac{k-1}{nk} \sum_{j=1}^k \hat{\mathbf{y}}_{oj}^t \mathbf{C}^{-1} \hat{\mathbf{y}}_{oj} \quad (2.6)$$

Jika dituliskan pada \mathbf{H}_1 , maka dapat menggunakan statistik uji *Pillai trace* sebagai berikut:

$$Q^2 = \frac{k-1}{k} \text{tr}(\mathbf{H}_1 \mathbf{C}^{-1})$$

2.5. Nonparametrik Pada Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Pengujian multivariat friedman dapat dilakukan dengan langkah sebagai berikut:

- Memberi peringkat (*rank*) dari pengamatan \mathbf{y}_{ij} antara semua pengamatan pada blok ke- i .
- Melakukan permutasi blockwise multivariat berpusat pada peringkat vektor \mathbf{R}_{ij} . Dimana vektor \mathbf{R}_{ij} adalah peringkat pusat dari pengamatan \mathbf{y}_{ij} antara semua pengamatan pada blok ke- i , yaitu, antara $\mathbf{y}_{i1}, \dots, \mathbf{y}_{ik}, i = 1, \dots, n$.
- Hitung jumlah vektor peringkat masing-masing perlakuan:
 $\mathbf{R}_j = \sum_{i=1}^n \mathbf{R}_{ij}, j = 1, \dots, k$
- Membangun dan menghitung matriks varian-kovarian
 $\mathbf{C}_r = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \mathbf{R}_{ij} \mathbf{R}_{ij}^T$
- Hitung statistik uji Multivariat Friedman
 $Q_r = \frac{k-1}{nk} \sum_{j=1}^k \mathbf{R}_{oj}^T \mathbf{C}_r^{-1} \mathbf{R}_{oj}$
- Pengujian Hipotesis
 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$
 $H_1: \text{ada } \alpha_i \neq 0 \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, k$
 Jika $Q_r > \chi_{d(n-1)}^2$ maka H_0 diterima dan berlaku untuk sebaliknya

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan adalah data sekunder berupa data multivariat RAKL yang diperoleh dari Laporan Penelitian Program Studi Pertanian Syatrianty A.S dkk pada tahun 2012 berjudul “Peran *Conditioning* Benih dalam Meningkatkan Daya Adaptasi Tanaman Kedelai Terhadap Stres Kekeringan”.

3.2. Metode Analisis

Adapun langkah-langkah yang dilakukan berdasarkan tujuan penelitian adalah sebagai berikut :

- Melakukan pengambilan data sekunder.
- Melakukan pengujian asumsi pokok yaitu :
 - Uji Normalitas Multivariat.
 - Uji Homogenitas Matriks Varian Kovarian
- Melakukan Analisis Varian Multivariat (*MANOVA*)
- Melakukan Pengujian multivariat friedman dengan langkah sebagai berikut:

- Memberi peringkat (*rank*) dari pengamatan y_{ij} antara semua pengamatan pada blok ke- i .
- Melakukan permutasi blockwise multivariat berpusat pada peringkat vektor R_{ij} . Dimana vektor R_{ij} adalah peringkat pusat dari pengamatan y_{ij} antara semua pengamatan pada blok ke- i , yaitu, antara $y_{i1}, \dots, y_{ik}, i = 1, \dots, n$.
- Hitung jumlah vektor peringkat masing-masing perlakuan:

$$R_{oj} = \sum_{i=1}^n R_{ij}, \quad j = 1, \dots, k$$

- Membangun dan menghitung matriks varian-kovarian C_r
- Hitung statistik uji Multivariat Friedman

$$Q_r = \frac{k-1}{nk} \sum_{j=1}^k R_{oj}^T C_r^{-1} R_{oj}$$

- Pengujian Hipotesis

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$$

$$H_1: \text{ada } \alpha_i \neq 0 \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, k$$

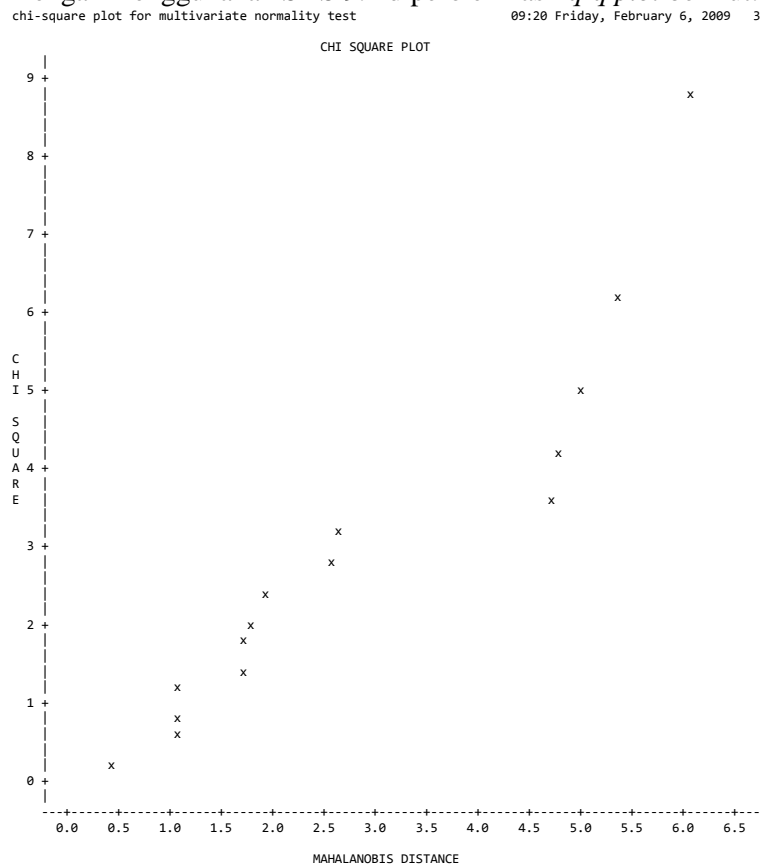
Jika $Q_r > \chi_{d(n-1)}^2$ maka H_0 diterima dan berlaku untuk sebaliknya

- Membandingkan kesimpulan hipotesis berdasarkan penggunaan uji *MANOVA* dan Multivariat Friedman dalam memperoleh pengaruh perbandingan perlakuan pada rancangan acak kelompok lengkap.

4.1. Pengujian Asumsi Pokok

4.1.1. Asumsi Normalitas Multivariat

Dengan menggunakan SAS 9.2 diperoleh hasil *q-q plot* berikut:



Gambar 4.1. *q-q plot* normalitas multivariat

Berdasarkan **Gambar 4.1** terlihat bahwa *q-q plot* tidak mengikuti pola linier, maka H_0 ditolak artinya data tidak berdistribusi normal multivariat.

Untuk lebih meyakinkan bahwa memang hubungannya tidak linier, maka dilakukan perhitungan koefisien korelasi Pearson menggunakan SAS 9.2 diperoleh hasil 0,94731. Berdasarkan tabel *percent poin of the Normal Probability Plot Correlation Coefficient* diperoleh nilai sebesar 0,937. Dari hasil pengujian, nilai koefisien korelasi Pearson sebesar 0,94731 lebih besar dibandingkan nilai tabel *percent poin of the Normal Probability Plot Correlation Coefficient* untuk taraf $\alpha = 0,05$ dan $n = 15$ sebesar 0,937 menyebabkan H_0 ditolak artinya data tidak berdistribusi normal multivariat.

4.2.2. Asumsi Homogenitas Matriks Varian Kovarian

Uji homogenitas pada matriks varian kovarian dapat dilakukan dengan Uji Box's M. Berdasarkan hasil uji Box'M dengan bantuan program SPSS 20, diperoleh nilai signifikansi 0,092. Sehingga dapat disimpulkan dengan $\alpha = 0,05$ bahwa $0,092 > 0,05$, maka H_0 ditolak artinya matriks varian-kovarian populasi adalah tidak sama atau tidak homogen.

4.3. Analisis Varian Multivariat

Tabel 4.1. Data pengamatan nilai-nilai pusat dalam blok

Blok	Ulangan	Perlakuan					total
		1	2	3	4	5	
1	1	14,46	29,46	24,46	29,46	24,46	122,3
	2	-35,44	-29,21	-28,87	-27,21	-28,87	-149,6
	3	-10,54	-0,54	4,46	9,46	24,46	27,3
Subtotal		-31,52	-0,29	0,05	11,71	20,05	0
2	1	27,72	17,72	22,72	17,72	22,72	108,63
	2	-26,27	-28,94	-29,17	-25,60	-32,27	-142,26
	3	17,72	2,72	2,72	17,72	-7,27	33,63
Subtotal		19,18	-8,49	-3,72	9,85	-16,82	0
3	1	24,33	19,33	24,33	4,33	39,33	111,65
	2	-31,28	-31,33	-29,67	-36,33	-24,67	-153,30
	3	9,33	-0,66	14,33	-0,66	19,33	41,65
Subtotal		2,37	-12,67	8,99	-32,67	33,99	0
Total		66,51	66,51	71,51	51,51	86,51	342,58
		-93,00	-89,49	-87,71	-89,15	-85,81	-445,17
		16,51	1,51	21,51	26,51	36,51	102,58
		-9,96	-21,45	5,32	-11,11	37,22	0

Sumber: diolah 2015

Berdasarkan tabulasi data pengamatan pada **Tabel 4.1** menunjukkan hasil hitung nilai-nilai pusat dari daya berkecambah sebagai ulangan 1, kecepatan tumbuh sebagai ulangan 2 dan keserempakan tumbuh sebagai ulangan 3 dalam tiga taraf pada blok yang merupakan jenis penyiraman terhadap lima jenis perlakuan *Conditioning* benih, kemudian hitung matriks kovarian yang dinotasikan dengan C .

$$C = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k \hat{y}_{ij} \hat{y}_{ij}^t$$

$$= \begin{pmatrix} 579,5596 & -659,5726 & 192,5372 \\ -659,5726 & 890,7059 & -179,6558 \\ 192,5372 & -179,6558 & 145,4415 \end{pmatrix}$$

4.3.1. Jumlah Kuadrat dan Hasil Kali Silang

Tabel 4.2. Hasil analisis varian multivariat dalam RAKL

<i>MANOVA</i>		
Sumber	<i>Df</i>	Jumlah Kuadrat Matriks
Perlakuan	5 - 1	$\begin{pmatrix} 210,0000 & 24,2733 & 78,3333 \\ 24,2733 & 9,3659 & 25,5800 \\ 78,3333 & 25,5800 & 223,3333 \end{pmatrix}$
Blok	3 - 1	$\begin{pmatrix} 93,3333 & 27,9600 & 43,3333 \\ 27,9600 & 8,3765 & 12,8400 \\ 43,3333 & 12,8400 & 63,3333 \end{pmatrix}$
Kesalahan	(3 - 1)(5 - 1)	$\begin{pmatrix} 640,0000 & 253,9567 & 481,6667 \\ 253,9567 & 129,3654 & 330,3100 \\ 481,6667 & 330,3100 & 1236,6670 \end{pmatrix}$
Jumlah	(3)(5) - 1	$\begin{pmatrix} 943,3333 & 306,1900 & 603,3333 \\ 306,1900 & 147,1078 & 368,7300 \\ 603,3333 & 368,7300 & 1523,333 \end{pmatrix}$

Sumber: diolah 2015

4.4. Statistik Uji *MANOVA*

Diperoleh invers matriks penduga kovarian sebagai berikut:

$$\mathbf{C}^{-1} = \begin{pmatrix} 0.0170 & 0.0107 & -0.0093 \\ 0.0107 & 0.0083 & -0.0040 \\ -0.0093 & -0.0040 & 0.0142 \end{pmatrix}$$

Sehingga diperoleh hasil statistik uji *MANOVA* sebagai berikut:

$$Q^2 = \frac{k-1}{nk} \sum_{j=1}^5 \hat{\mathbf{y}}_{oj}^t \mathbf{C}^{-1} \hat{\mathbf{y}}_{oj} = \frac{4}{15} (64,5217) = 17,2058$$

Jika dituliskan pada persamaan \mathbf{H}_1 , maka dapat pula menggunakan statistik uji *Pillai trace* sebagai berikut:

$$Q^2 = \frac{k-1}{k} \text{tr}(\mathbf{H}_1 \mathbf{C}^{-1}) = \frac{4}{5} (5,6769) = 4.5415$$

Hasil pengujian diatas diperoleh nilai statistik uji *MANOVA* dan uji *Pillai trace* sebesar 17,2058 dan 4.5415. Berdasarkan hasil tersebut , jika dibandingkan dengan tabel distribusi *chi-square* untuk taraf kepercayaan $\alpha = 0,05$ dan derajat kebebasan (db) = 12 diperoleh nilai tabel 21,026, maka kedua nilai hitung statistik diatas lebih kecil dari nilai tabel *Chi-Square* sebesar yang menyebabkan H_0 diterima artinya tidak terdapat pengaruh efek pada 5 jenis perlakuan *conditioning* benih yaitu benih kering (kontrol), air destikat, 100 g PEG L⁻¹ air, 200 g PEG L⁻¹ air , 300 g PEG L⁻¹ air terhadap daya berkecambah, kecepatan tumbuh dan keserempakan tumbuh tanaman kedelai.

4.5. Pengujian Multivariat Friedman Pada Rancangan Acak Kelompok Lengkap

Tabel 4.2. Hasil data peringkat pusat pengamatan dalam blok

Blok	Ulangan	Perlakuan					Total
		1	2	3	4	5	
1	1	-2	1,5	-0,5	1,5	-0,5	0
	2	-2	-1	0,5	2	0,5	0
	3	-2	-1	0	1	2	0
sub total		-6	-0,5	0	4,5	2	0
2	1	2	-1,5	0,5	-1,5	0,5	0
	2	1	0	-1	2	-2	0
	3	1,5	-0,5	-0,5	1,5	-2	0
Sub Total		4,5	-2	-1	2	-3,5	0
3	1	0,5	-1	0,5	-2	2	0
	2	0	-1	1	-2	2	0
	3	0	-1,5	1	-1,5	2	0
Sub total		0,5	-3,5	2,5	-5,5	6	0
Total		0,5	-1	0,5	-2	2	0
		-1	-2	0,5	2	0,5	0
		-0,5	-3	0,5	1	2	0
		-1	-6	1,5	1	4,5	0

Sumber: diolah 2015

Berdasarkan **Tabel 4.2.** menunjukkan peringkat pusat dari pengamatan daya berkecambah sebagai ulangan 1, kecepatan tumbuh sebagai ulangan 2 dan keserampakan tumbuh sebagai ulangan 3 antara semua pengamatan pada penyiraman 50% KL (blok 1), penyiraman 75% KL (blok 2), penyiraman 100% KL (blok 3).

Diperoleh penduga matriks kovarian sebagai berikut:

$$C_r = \frac{1}{nk} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^k R_{ij} R_{ij}^T = \begin{pmatrix} 1,83333 & 0,8 & 0,81667 \\ 0,8 & 1,96667 & 1,76667 \\ 0,81667 & 1,76667 & 1,9 \end{pmatrix}$$

diperoleh matriks penduga kovarian C_r sebagai berikut:

$$C_r^{-1} = \begin{pmatrix} 0.6770 & -0.0849 & -0.2123 \\ -0.0849 & 3.1002 & -2.8462 \\ -0.2123 & -2.8462 & 3.2645 \end{pmatrix}$$

4.6. Uji Multivariat Friedman

Dalam statistik pengujian multivariat friedman hipotesis yang akan uji adalah pengaruh efek pada perlakuan rancangan acak kelompok lengkap sebagai berikut:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_5 = 0$$

Tidak terdapat pengaruh pada perlakuan

$$H_1 : \text{Ada } \alpha_j \neq 0 \text{ untuk } j = 1, 2, \dots, 5$$

Terdapat pengaruh pada perlakuan

Berdasarkan kriteria pengujian hipotesis tersebut diperoleh hasil uji multivariat friedman sebagai berikut:

$$Q = \frac{k-1}{nk} \sum_{j=1}^5 R_{oj}^t C_r^{-1} R_{oj} = \frac{4}{15} (25,8070) = 6,8819$$

Dari hasil pengujian diperoleh nilai statistik uji multivariat friedman 6,8819. Berdasarkan hasil tersebut, jika dibandingkan dengan tabel distribusi *chi-square* untuk

taraf kepercayaan $\alpha = 0,05$ dan derajat kebebasan ($db = p(k - 1) = 3(5 - 1) = 12$) diperoleh nilai tabel 15.507, maka nilai hitung statistik uji multivariat friedman lebih kecil dari nilai tabel *Chi-Square* ($6,8819 < 15.507$) yang menyebabkan H_0 diterima artinya tidak terdapat pengaruh efek pada 5 jenis perlakuan *conditioning* benih yaitu benih kering (kontrol), air destikat, 100 g PEG L⁻¹ air, 200 g PEG L⁻¹ air, 300 g PEG L⁻¹ air terhadap daya berkecambah, secepatan tumbuh dan keserempakan tumbuh tanaman kedelai.

4.7. Efisiensi Relatif Uji Multivariat Friedman terhadap Uji MANOVA

Untuk mengetahui apakah uji multivariat friedman lebih baik dibandingkan dengan uji MANOVA dapat dilihat dari besaran ER dari uji multivariat Friedman. Jika besaran ER lebih besar dari nol maka dapat dikatakan bahwa uji mulivariat friedman lebih baik digunakan dibandingkan uji MANOVA pada pengamatan ini. Dirumuskan persamaan untuk menghitung ER sebagai berikut:

$$ER = \frac{\text{hasil uji multivariat Friedman}}{\text{hasil uji MANOVA}} \quad (4.1)$$

Karena terdapat dua statistik uji MANOVA yang digunakan maka hasil uji multivariat friedman akan dibandingkan dengan kedua uji MANOVA tersebut dengan menggunakan persamaan (4.1) diperoleh hasil sebagai berikut:

Efisiensi Relatif Uji Multivariat Friedman terhadap statistik Uji MANOVA:

$$ER = \frac{\text{hasil uji multivariat Friedman}}{\text{hasil uji MANOVA}} = \frac{6,8819}{17,2058} = 0.4048$$

Efisiensi Relatif Uji Multivariat Friedman terhadap statistik Uji MANOVA:

$$ER = \frac{\text{hasil uji multivariat Friedman}}{\text{hasil uji Pillai trace}} = \frac{6,8819}{4.5415} = 1.5153$$

Kedua perhitungan ER diatas menunjukkan besaran hasil yang lebih besar dari nol yaitu 0.4048 dan 1.5153. Hal ini berarti bahwa statistik uji multivariat friedman lebih baik digunakan dibandingkan statistik uji MANOVA dan statistik uji *Pillai trace* pada data pengamatan yang digunakan.

5.1 KESIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian yang telah dilakukan dan berdasarkan penjelasan yang telah diberikan, maka dapat diambil beberapa kesimpulan sebagai berikut:

1. Hasil hitung statistik uji multivariat friedman pada rancangan acak kelompok lengkap diperoleh sebesar 6,8819. Dari hasil tersebut, jika dibandingkan dengan tabel *Chi-Square* diperoleh nilai tabel sebesar 21,026, maka nilai hitung statistik uji multivariat friedman lebih kecil dibandingkan nilai tabel *Chi-Square* sehingga menunjukkan hasil yang tidak signifikan. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat pengaruh efek pada 5 jenis perlakuan *conditioning* benih yaitu benih kering (kontrol), air destilat, 100 g PEG L⁻¹ air, 200 g PEG L⁻¹ air, dan 300 g PEG L⁻¹ air terhadap 3 respon pengukuran yaitu daya berkecambah, kecepatan tumbuh dan keserempakan tumbuh tanaman kedelai.
2. Berdasarkan statistik uji yang telah dilakukan menunjukkan bahwa baik uji multivariat friedman dan uji MANOVA sama-sama menunjukkan hasil yang tidak signifikan. Keduanya menyimpulkan bahwa tidak terdapat pengaruh efek pada perlakuan 5 jenis *conditioning* benih dalam meningkatkan daya adaptasi tanaman kedelai terhadap stres kekeringan. Melalui perhitungan efisiensi relatif dimana hasilnya menunjukkan besaran yang lebih besar dari nol maka dapat dikatakan bahwa uji multivariat friedman lebih digunakan dibandingkan kedua uji MANOVA yang ada. Meskipun memperoleh kesimpulan yang sama namun dalam hal ini uji multivariat friedman berperan untuk mempertegas kesimpulan yang diberikan oleh uji MANOVA apabila terdapat pelanggaran terhadap asumsi-asumsi pokok model tetap.

DAFTAR PUSTAKA

- Gaspersz, Vincent. (1991). *Metode Perancangan Percobaan*. Bandung: Armico.
- _____. (1992). *Teknik Analisis Dalam Penelitian Percobaan 2*. Bandung: Tarsito.
- Mattjik, A. A & Sumertajaya, I. M. (2002). *Perancangan Percobaan dengan Aplikasi SAS dan MINITAB Jilid I Edisi Kedua*. Bogor : IPB Press
- Montgomery, D. C. (2003). *Design And Analysis of Experiments 5th Edition*. Singapore: John Wiley & Sons.
- Möttönen, J., Hüsler J., Oja, H. (2003). *Multivariate nonparametric tests in a randomized complete block design*. Journal of Multivariate Analysis, 2003, 85(1), p. 106-129.
- Nugroho, S. (2010). *Statistik Uji Pengaruh Perlakuan pada Rancangan Percobaan Nonparametrik*. Universitas Bengkulu. Bengkulu.
- Oja H. (2010). *Multivariate Nonparametric Methods with R: An Approach Based on Spatial Signs and Ranks*. Finland: Springer.
- Seber, G.A.F. (1983). *Multivariate Observations*. New Zealand: Wiley.
- Sharma, S. (1996). *Applied Multivariate Techniques*. Canada: John Wiley & Sons.
- Syaiful, S.A., dkk. (2012). *Peran Conditioning Benih dalam Meningkatkan Daya Adaptasi Tanaman Kedelai Terhadap Stres Kekeringan*. Laporan Penelitian Program Studi: Universitas Hasanuddin. Makassar
- Yitnosumarto, S. 1991. *Percobaan perancangan, Analisis dan Interpretasinya*. Jakarta: PT. Gramedia Pustaka Umum.